



Quelques aspects méthodologiques de la méta- analyse au travers d'un exemple

Philippe Letourmy (UR Aïda)

travail conduit avec Marc Corbeels et Krishna Naudin

8 février 2018

La méta-analyse en agronomie

- Une **méta-analyse** est une analyse statistique qui combine les résultats de plusieurs études scientifiques.
 - En agronomie elle permet d'identifier des grandes tendances des traitements étudiés sur les rendements des cultures et les sources d'hétérogénéité à partir des résultats issus de différentes publications sur le même thème.
 - Elle espère élaborer des lois générales sur le fonctionnement des agroécosystèmes, basées sur le traitement statistique d'une base de données, le plus souvent expérimentales, issues des publications retenues.
- **Avantage** : Evalue des performances agronomiques et environnementales des pratiques agricoles à grande échelle
- **Inconvénient** : Non pertinente lorsque seulement quelques articles sont disponibles pour le sujet d'intérêt. Ses conclusions peuvent être très sensibles aux choix méthodologiques faits, d'où cet exposé

Cf. présentation de Marc Corbeels

Procédure de méta-analyse utilisée

- Une comparaison entre l'agriculture de conservation et le labour traditionnel a été faite sur la base de résultats de la biblio
- Le présent exposé s'attache à présenter la procédure d'analyse qui a été employée
- Nous ne nous appesantissons pas sur les multiples difficultés rencontrées
- Le travail reste encore à terminer ; nous essaierons d'explicitier certains points restant encore en suspens

1 Biblio : Agriculture de conservation vs Labour traditionnel

- Recherche de références bibliographiques

- Essais au champ avec au moins une modalité sans labour (voire labour minimum)
- Sous conditions pluviales
- Moyennes, tailles d'échantillons, écarts-type des rendements des cultures accessibles, ou pouvant être calculés à partir des données publiées.

→ 64 articles ont été retenus pour le fichier analysé avec 668 observations indépendantes

Cette sélection de références a été conduite par Marc et Krishna, selon une procédure classique en méta-analyse.

2 Les traitements de CA vs CT

- Chaque observation du fichier établi pour ces 64 références correspond à la comparaison entre les parcelles CT et les parcelles CA, pour un essai (une année et un lieu) et un traitement (appelé CA_Type).
- 4 traitements ont été identifiés : NT-M-IR, NT+M-IR, NT-M+IR et NT+M+IR. NT = no tillage, M = mulch, IR = intercropping ou rotation. Nous disposons de 668 observations en tout dans notre fichier

Les références retenues concernaient plusieurs cultures différentes, bien que le maïs représentât plus de la moitié des observations.

3 Variable analysée : log ratio

- Soit y la variable analysée par observation, $y = \log\left(\frac{CA}{CT}\right)$
- Pour le poids des observations, 3 choix étaient possibles : 1) poids identiques (égaux à 1), 2) poids proportionnels aux nombres de répétitions par essai (n_i), 3) poids proportionnels à la variance du log ratio (calculables sur 600 observations sur 668)
- Un résultat classique de probabilité donne l'approximation :
$$Var(f(Z)) = Var(Z) \times (f'(Z))^2$$
- Ce qui implique : $Var\left(\log\left(\frac{CA}{CT}\right)\right) = V \times \left(\frac{1}{CT^2} + \frac{1}{CA^2}\right)$, avec
 $V = Var(CT) = Var(CA)$, constatées identiques

CA = rendement en agriculture de conservation

CT = rendement en labour traditionnel

V = variance résiduelle de l'étude divisée par le nombre de répétitions pour la calculer

Deux autres choix étaient aussi possibles pour la pondération des données : le poids égal partout et la pondération par les effectifs seulement. Ils n'ont pas été retenus, du fait des différences importantes de variance entre observations, mais aussi des différences importantes dans les nombres d'observations (de $n=2$ à $n=176$, cas d'un essai en milieu paysan). Les distorsions étaient trop importantes pour ne pas essayer d'estimer la précision du log ratio pour chaque observation.

Une référence calcule aussi explicitement cette pondération du log ratio : Hedges et al. (1999).

4 Sélection des observations

- Le premier problème rencontré a été celui des cultures en trop faibles effectifs, seules les 6 cultures suivantes ont été retenues : « cotton », « cowpea », « maize », « rice », « sorghum » et « soybean »
- Le deuxième problème concernait les covariables explicatives : c'était la difficulté à attribuer une valeur identique de « applied_N » ou de « applied_P » à CT et à CA d'une même observation
- Tous ces éléments nous ont conduits à retenir 549 observations en tout pour cette méta-analyse

5 Modèle mixte simple de regroupement

- Estimer ce log ratio en fonction des traitements utilisés et des cultures, tout en tenant compte des effets des essais et de l'interaction traitement-essai
- $Y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_{ij} + C_{ik} + D_{ijk} + \varepsilon_{ijkl}$
- Y étant le log ratio, pour la culture i, le traitement j, l'essai k et l'observation l; μ la moyenne générale, α_i l'effet fixe de la culture, β_{ij} l'effet fixe du traitement (CA_Type) j et la culture i, C_{ik} est l'effet aléatoire de l'essai k et la culture i, D_{ijk} l'effet aléatoire d'interaction entre le traitement et l'essai k pour la culture i, et ε_{ijkl} l'erreur résiduelle
- Nous avons appelé essai un ensemble d'observations avec des traitements CA différents, mais un même témoin CT

La variable essai a été appelée Id1 dans notre fichier (elle a dû être entrée manuellement dans le fichier)

Modèle simple (suite)

- Une structure autocorrélée était possible, du fait d'essais conduits, dans les mêmes parcelles sur plusieurs années. Cela nous a amenés à constituer une variable « subject », repérant les observations réalisées sur les mêmes traitements lors d'années successives
- Des analyses ont été conduites pour tenir compte des 2 structures de corrélations. La comparaison des indices d'Akaike (AIC) a montré que le modèle mixte le plus simple était meilleur que celui intégrant l'autocorrélation (AR1) entre données successives
- Toutefois ce travail serait à révéifier, car pas mal de données ont été corrigées depuis ce travail (qui avait été fait sur un modèle plus complet, d'ailleurs)

La variable subject a aussi été ajoutée manuellement dans le fichier de données analysé

Analyse de variance du modèle simple

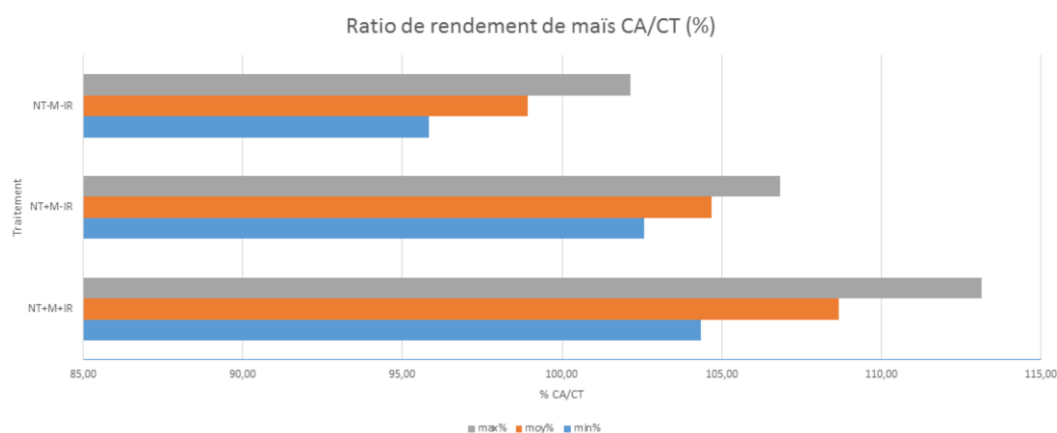
Valeurs estimées des paramètres de covariance	
Param de cov	Valeur estimée
Crop*Id1	0.01007
Crop*CA_type*Id1	0.004809
Residual	0.001557

Type 2 Tests des effets fixes				
Effet	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F
Crop	5	112	3.67	0.0041
Crop*CA_type	11	112	2.82	0.0027

Résultats du calcul des moyennes par culture et par traitement (modèle simple)

Effet	Crop	CA_type	Moyenne	E_type	DDL	Test_t	Proba	logmin	logmoy	logmax	min%	moy%	max%	
Crop	cotton		-0,03434	0,1167	112	-0,29	0,7691	-0,265566	-0,03434	0,196886	76,68	96,62	121,76	
Crop	cowpea		0,05919	0,0319	112	1,85	0,0663	-0,004055	0,05919	0,122435	99,60	106,10	113,02	
Crop	maize		0,03894	0,0089	112	4,40	<,0001	0,021397	0,03894	0,056483	102,16	103,97	105,81	CA>CT
Crop	rice		-0,17480	0,0617	112	-2,83	0,0055	-0,297130	-0,17480	-0,052470	74,29	83,96	94,89	CA>CT
Crop	sorghum		-0,03396	0,0287	112	-1,18	0,2388	-0,090766	-0,03396	0,022846	91,32	96,66	102,31	
Crop	soybean		-0,05796	0,0499	112	-1,16	0,2476	-0,156751	-0,05796	0,040831	85,49	94,37	104,17	
Crop*CA_type	cotton	NT+M+IR	-0,03770	0,2263	112	-0,17	0,8680	-0,486084	-0,03770	0,410684	61,50	96,30	150,78	
Crop*CA_type	cotton	NT+M-IR	-0,03098	0,0567	112	-0,55	0,5860	-0,143344	-0,03098	0,081384	86,65	96,95	108,48	
Crop*CA_type	cowpea	NT+M+IR	0,00578	0,0565	112	0,10	0,9186	-0,106068	0,00578	0,117628	89,94	100,58	112,48	
Crop*CA_type	cowpea	NT+M-IR	0,03879	0,0400	112	0,97	0,3337	-0,040366	0,03879	0,117946	96,04	103,96	112,52	
Crop*CA_type	cowpea	NT-M-IR	0,14070	0,0473	112	2,98	0,0036	0,046981	0,14070	0,234419	104,81	115,11	126,42	CA>CT
Crop*CA_type	maize	NT+M+IR	0,08314	0,0204	112	4,08	<,0001	0,042720	0,08314	0,123560	104,36	108,67	113,15	CA>CT
Crop*CA_type	maize	NT+M-IR	0,04568	0,0102	112	4,47	<,0001	0,025411	0,04568	0,065949	102,57	104,67	106,82	CA>CT
Crop*CA_type	maize	NT-M-IR	-0,01070	0,0161	112	-0,66	0,5089	-0,042679	-0,01070	0,021279	95,82	98,94	102,15	
Crop*CA_type	rice	NT+M+IR	-0,10950	0,0798	112	-1,37	0,1729	-0,267693	-0,10950	0,048693	76,51	89,63	104,99	
Crop*CA_type	rice	NT+M-IR	-0,23070	0,0769	112	-3,00	0,0033	-0,383028	-0,23070	-0,078372	68,18	79,40	92,46	CA<CT
Crop*CA_type	sorghum	NT+M+IR	-0,24020	0,0910	112	-2,64	0,0095	-0,420406	-0,24020	-0,059994	65,68	78,65	94,18	CA<CT
Crop*CA_type	sorghum	NT+M-IR	0,01745	0,0344	112	0,51	0,6129	-0,050709	0,01745	0,085609	95,06	101,76	108,94	
Crop*CA_type	sorghum	NT-M-IR	-0,01500	0,0334	112	-0,45	0,6544	-0,081198	-0,01500	0,051198	92,20	98,51	105,25	
Crop*CA_type	soybean	NT+M+IR	-0,08074	0,0760	112	-1,06	0,2901	-0,231225	-0,08074	0,069745	79,36	92,24	107,22	
Crop*CA_type	soybean	NT+M-IR	-0,05037	0,0615	112	-0,82	0,4144	-0,172185	-0,05037	0,071445	84,18	95,09	107,41	

Résultats maïs par traitement (modèle simple)



6 Modèle mixte avec covariables

- Les résultats du modèle simple sur les effets culture et traitement ne tiennent pas compte des conditions extrêmement variées des essais compilés : le climat, le type de sol, la pluviométrie..., mais aussi les itinéraires techniques
- L'idée est alors d'estimer ces effets fixes en essayant de se placer « en conditions identiques », c'est-à-dire en introduisant une liste de covariables disponibles sur chacune des publications
- L'espoir est aussi de diminuer la variance résiduelle du modèle, mais aussi l'interaction essai-traitement, voire l'effet essai (effets aléatoires)

Modèle mixte avec covariables (suite)

- Estimer ces effets culture et d'interaction traitement-culture, tout en tenant compte
- $$Y_{ijkl} = \mu + \alpha_i + \beta_{ij} + \sum_m (a_m \times X_{ijkl}^m) + C_{ik} + D_{ijk} + \varepsilon_{ijkl}$$
- Y étant le log ratio, pour la culture i, le traitement j, l'essai k et l'observation l; μ la moyenne générale, α_i l'effet fixe de la culture, β_{ij} l'effet fixe du traitement (CA_Type) j et la culture i, C_{ik} est l'effet aléatoire de l'essai k et la culture i, D_{ijk} l'effet aléatoire d'interaction entre le traitement et l'essai k pour la culture i, et ε_{ijkl} l'erreur résiduelle
- Les variables X^m sont les covariables explicatives introduites; elles peuvent être quantitatives ou qualitatives (notation simplifiée quantitative ici) et les a_m sont leurs coefficients
- La liste des covariables a été établie « à dire d'expert » et en tenant compte des informations disponibles dans les publications

La variable essai a été appelée Id1 dans notre fichier (elle a dû être entrée manuellement dans le fichier)

Modèle avec covariables (suite)

- Les covariables initialement identifiées étaient: climat_koppen, soil_nrccs, study_type, rainfall_type, herbicide_on_ca, average_rainfall, applied_N, applied_P, CT_Type (plow, hoe, etc.), CA_Type1 (no-tillage, minimum-tillage, etc.), Altitude, Initial_soil_C, Average_Temp, Legume_rotation, Legume_intercropping, Initial_mulch, Mulch_type
- Cela ne marche pas ! Deux problèmes : les données manquantes et les colinéarités
- Le C initial du sol a été mis de côté (données manquantes)
- La sélection a été refaite en principalement sur les effets de colinéarités (et très secondairement sur des $F < 1$: effets « négligeables »)

Modèle avec covariables (suite)

Confusion entre le type de sol et le climat:

Afm : climat équatorial ou tropical humide (Af et Am)

Aw : climat de savane avec hiver sec (w=saison sèche en hiver)

Bsw : climat tropical sec (h=sec et chaud, Bsh et Bwh)

Cw : climat tempéré (Cwa et Cwb)

Table de Soil_NRCS par Climat_Koppen					
Soil_NRCS	Climat_Koppen				Total
	Afm	Aw	Bsw	Cw	
Clay	8	13	84	16	121
Clay loam	0	0	0	14	14
Loamy sand	2	41	0	10	53
Sand	0	16	2	40	58
Sandy clay	0	0	0	3	3
Sandy clay loam	7	90	0	27	124
Sandy loam	0	111	12	33	156
Silt loam	0	11	0	0	11
Silty clay loam	0	0	0	4	4
Various	0	5	0	0	5
Total	17	287	98	147	549

Les types de climat ont été regroupés par la force des choses

Un essai de regroupement des types de sol a été fait, mais pas satisfaisant pour le moment

Modèle avec covariables : sélection

- Problème de la procédure de sélection des covariables, une fois écartée la question des colinéarités: sélection d'effets fixes ou aléatoires dans un modèle mixte
- Référence: *Suur et al. (2009). Mixed Effect Models and Extensions in Ecology with R*. Ils recommandent une stratégie descendante comme suit:
 1. adapter un modèle complet (aller même "au-delà de l'optimum", c'est-à-dire plus complexe que ce qu'on attend)
 2. trier la structure des effets aléatoires (utiliser les vraisemblances REML, le cas échéant avec AIC ou BIC)
 3. trier la structure des effets fixes (soit utiliser REML la statistique F, soit comparer les modèles ML imbriqués – en gardant les effets aléatoires constants)
- 4. une fois arrivé au modèle final, utiliser l'estimation REML

C'est à peu près ce qui a été fait, mais des corrections ont été faites sur la base depuis que cela a été fait : à reprendre !

Modèle utilisé à ce jour

- Finalement les covariables choisies étaient : climat_koppen, soil_nracs (structurée ou non en texture et reste de l'effet sol), study_type, rainfall_type, herbicide_on_ca, a_rain et ap_N
- Les variables average_rainfall et applied_N ont été mises en classes (notées a_rain et ap_n)
- Alors se pose aussi 2 problèmes :
 - 1 le calcul des moyennes ajustées pondérées (sont-elles estimables ?)
 - 2 le calcul de la transformée inverse, car nous avons les moyennes en $\log(\text{CA}/\text{CT})$ au lieu du rapport CA/CT ou d'une différence entre CA et CT

La forte corrélation entre certaines covariables peut rendre les différentes moyennes ajustées non estimables: c'est une cause possible de simplification du modèle. Le calcul des moyennes ajustées doit être fait en tenant compte des poids choisis des observations, et il faut reprendre les sorties sous Excel pour faire les calculs de transformée inverse et en déduire les intervalles de confiance (c'est un gros travail).

Analyse de variance du modèle avec covariables

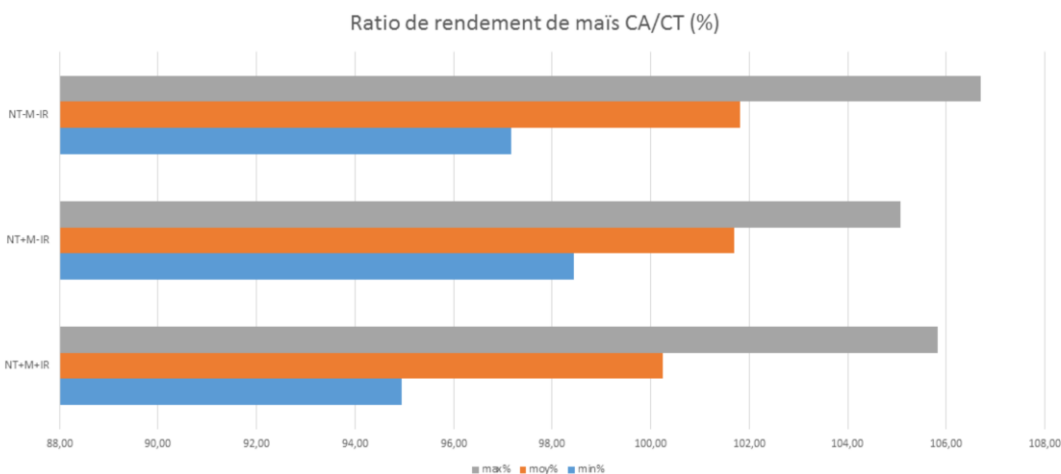
Valeurs estimées des paramètres de covariance	
Param de cov	Valeur estimée
Id1	0.007009
Crop*CA_type*Id1	0.005320
Residual	0.001295

Type 2 Tests des effets fixes				
Effet	DDL Num.	DDL Res.	Valeur F	Pr > F
Crop	5	91	1.84	0.1122
Crop*CA_type	11	91	2.16	0.0235
Climat_Kop*Soil_NRCS	18	90	2.95	0.0004
ap_n	3	90	2.26	0.0872
Study_type	1	90	6.43	0.0129
a_rain	3	90	4.94	0.0032
Herbicide_on_CA	2	90	11.75	<.0001
rainfall_type	1	90	9.66	0.0025

Résultats du calcul des moyennes par culture et par traitement (modèle avec covariables)

Effet	Crop	CA_type	Moyenne	E_type	DDL	Test_t	Proba	logmin	logmoy	logmax	min%	moy%	max%	
Crop	cotton		-0,07844	0,1134	91	-0,69	0,4907	-0,303695	-0,07844	0,146815	73,81	92,46	115,81	
Crop	cowpea		0,11160	0,0334	91	3,34	0,0012	0,045315	0,11160	0,177885	104,64	111,81	119,47	CA>CT
Crop	maize		0,01500	0,0149	91	1,01	0,3174	-0,014617	0,01500	0,044617	98,55	101,51	104,56	
Crop	rice		0,03600	0,1153	91	0,31	0,7555	-0,193029	0,03600	0,265029	82,45	103,67	130,35	
Crop	sorghum		0,01566	0,0362	91	0,43	0,6666	-0,056287	0,01566	0,087607	94,53	101,58	109,16	
Crop	soybean		-0,04896	0,0571	91	-0,86	0,3935	-0,162402	-0,04896	0,064482	85,01	95,22	106,66	
Crop*CA_type	cotton	NT+M+IR	-0,25250	0,2160	91	1,17	0,2455	-0,681557	-0,252500	0,176557	50,58	77,69	119,31	
Crop*CA_type	cotton	NT+M-IR	0,09562	0,0725	91	-1,32	0,1903	-0,048333	0,095620	0,239573	95,28	110,03	127,07	
Crop*CA_type	cowpea	NT+M+IR	-0,01282	0,0553	91	0,23	0,8173	-0,122706	-0,012820	0,097066	88,45	98,73	110,19	
Crop*CA_type	cowpea	NT+M-IR	0,10460	0,0415	91	-2,52	0,0135	0,022145	0,104600	0,187055	102,24	111,03	120,57	CA>CT
Crop*CA_type	cowpea	NT-M-IR	0,19610	0,0477	91	-4,11	<,0001	0,101310	0,196100	0,290890	110,66	121,66	133,76	CA>CT
Crop*CA_type	maize	NT+M+IR	0,00241	0,0273	91	-0,09	0,9298	-0,051798	0,002410	0,056618	94,95	100,24	105,83	
Crop*CA_type	maize	NT+M-IR	0,01686	0,0164	91	-1,03	0,3073	-0,015776	0,016860	0,049496	98,43	101,70	105,07	
Crop*CA_type	maize	NT-M-IR	0,01802	0,0235	91	-0,77	0,4456	-0,028719	0,018020	0,064759	97,17	101,82	106,69	
Crop*CA_type	rice	NT+M+IR	0,09384	0,1223	91	-0,77	0,4450	-0,149094	0,093840	0,336774	86,15	109,84	140,04	
Crop*CA_type	rice	NT+M-IR	-0,02183	0,1276	91	0,17	0,8645	-0,275292	-0,021830	0,231632	75,94	97,84	126,07	
Crop*CA_type	sorghum	NT+M+IR	-0,24490	0,0930	91	2,63	0,0099	-0,429633	-0,244900	-0,060167	65,07	78,28	94,16	CA<CT
Crop*CA_type	sorghum	NT+M-IR	0,07585	0,0436	91	-1,74	0,0851	-0,010696	0,075850	0,162396	98,94	107,88	117,63	
Crop*CA_type	sorghum	NT-M-IR	0,04635	0,0428	91	-1,08	0,2813	-0,038587	0,046350	0,131287	96,21	104,74	114,03	
Crop*CA_type	soybean	NT+M+IR	-0,05000	0,0754	91	0,66	0,5088	-0,199713	-0,050000	0,099713	81,90	95,12	110,49	
Crop*CA_type	soybean	NT+M-IR	-0,04857	0,0700	91	0,69	0,4896	-0,187616	-0,048570	0,090476	82,89	95,26	109,47	

Résultats maïs par traitement (avec covariables)



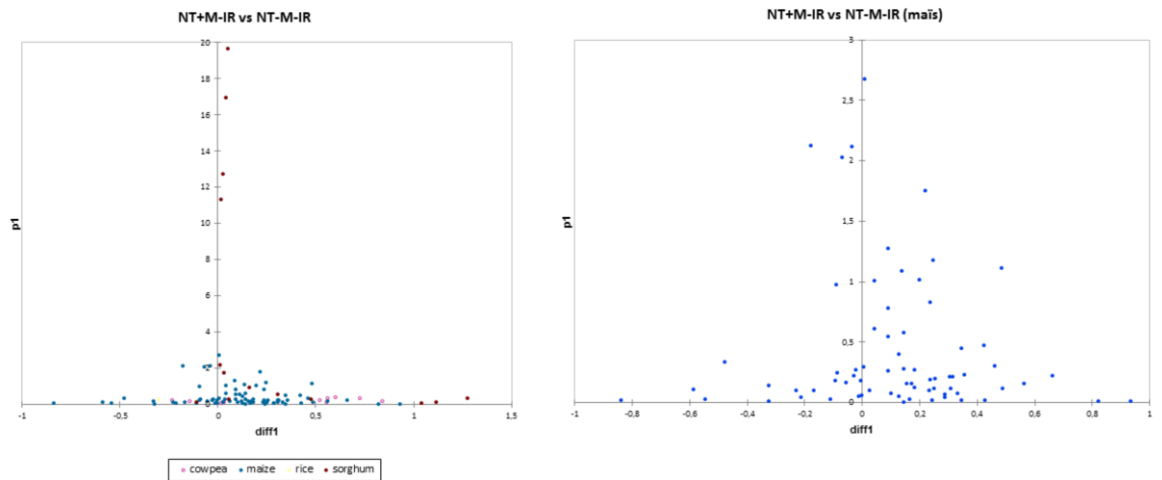
Modèle avec covariables

- Des variables avec beaucoup de données manquantes, comme le C initial du sol, ont été réintroduites dans le modèle, mais sans succès
- On aboutit à des résultats sensiblement différents du modèle simple (en valeurs moyennes et en comparaisons): comment peut-on interpréter ces divergences sur le plan agronomique ?
- Il reste encore 2 problèmes méthodologiques :
 - 1 la distribution des résidus est-elle compatible avec le modèle gaussien utilisé
 - 2 Y a-t-il un biais de publication ?

Funnel-plots (graphiques en entonnoir)

- La finalité est de voir s'il y a un **risque de biais** dans l'ensemble des études analysées (n'a-t-on publié que des résultats favorables?)
- Chaque point représente un essai; l'axe des ordonnées représente la précision de l'essai (dans notre cas le poids) et l'axe des abscisses l'effet de l'essai (dans notre cas, la comparaison entre NT+M+IR et NT+M-IR ou celle entre NT+M-IR et NT-M-IR)
- Le funnel-plot peut s'interpréter en terme **d'écart à la symétrie**, s'il y a un biais de publication, ou bien en terme « d'outlier » par rapport au reste de l'entonnoir des données

Funnel-plots



Différents groupes visibles, et pb pour le maïs ?

Discussion et conclusions

- La méta-analyse ancienne (en statistique le premier est [Karl Pearson en 1904](#) sur 5 essais cliniques): la dénomination est de [Gene Glass en 1976](#), ensuite elle s'est développée en santé humaine surtout, mais elle a souvent été cantonnée à de petits regroupements d'études. Dans notre situation d'agronomie globale (ici en Afrique) il s'agit d'une masse plus importante de données, donc un gros volume de travail. Le travail sur la qualité des méta-analyses par [Philibert et al. \(2012\)](#) est très utile.
- La démarche est bien établie (la [pondération](#) utilisée est fondée sur le calcul, la procédure de [sélection de variables](#) de Suur semble utilisable et les [funnel-plots](#) permettent d'avoir une validation des résultats), mais des questions se posent pour terminer le travail: quelle **interprétation agronomique** des effets avec covariables, y a-t-il un moyen de mieux exploiter les variables ayant des **données manquantes** et quelle mesure de **sensibilité** des covariables entrées ?

En agronomie on a beaucoup considéré les regroupements d'essais, souvent en réseaux conçus pour cela. Les premiers travaux en agronomie sont dus à Fisher (1935) et à Yates et Cochran (1938).

Par ailleurs le travail de Philibert, Loyce et Makowski (2012) sur la qualité des méta-analyses est essentiel, me semble-t-il.

Merci de votre attention !